AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Les placements des agriculteurs : une analyse sur données individuelles

P. RIO

L'affectation des ressources épargnées par les ménages a fortement évolué au cours des dix dernières années au profit des produits financiers ; les agriculteurs, eux-mêmes, ne sont pas restés à l'écart de cette évolution. Certes, il est difficile d'apprécier globalement ces modifications, mais les gestionnaires savent combien les SICAV, par exemple, sont devenus un outil courant de gestion de trésorerie pour cette catégorie socio-professionnelle. Comment expliquer ces innovations dans le comportement des agriculteurs ?

On serait d'abord tenté de mettre en avant les avantages « techniques » de ces SICAV. Produit très liquide, adapté aux contraintes qui s'exercent sur la gestion des flux de recettes et de dépenses, il présente peu de risques de perte en capital. Une autre interprétation de cette évolution revient à privilégier une explication des choix de placements soulignant le rendement supérieur de ces produits, comparé aux placements plus traditionnels, tels que les livrets. L'évolution parallèle du portefeuille des agriculteurs et de celui des autres ménages plaide dans ce sens et le problème posé n'apparaît pas spécifique à cette catégorie socio-professionnelle.

Ces propositions renvoient alors à une question ouverte pour la théorie économique qui privilégie deux voies de recherche pour rendre compte des choix de placements des ménages. La première hypothèse de travail consiste à faire dépendre les choix de portefeuille des caractères individuels des ménages au détriment des différences de rendement : elle conduit à privilégier l'interprétation « technique » citée plus haut. L'autre souligne la dimension temporelle de l'affectation des placements et s'insère dans le schéma explicatif où le rendement joue le premier rôle.

Le cadre de la discussion est donc posé : il sera développé dans la première partie. Le test des deux hypothèses nécessite la collecte de données individuelles temporelles, matériel que nous présentons dans la deuxième partie de cet article. Les résultats des modèles sont exposés dans la troisième partie.

PROBLÉMATIQUE GÉNÉRALE

Dans la théorie économique classique, les choix de placements des agents économiques dépendent des taux de rendement des différents actifs. Cette approche, élaborée initialement dans le cadre des marchés financiers, repose sur l'hypothèse que les taux de rendement des actions et des obligations se présentent comme des variables aléatoires. A chaque placement est associée une valeur moyenne, son espérance, et une dispersion autour de cette valeur, sa variance. La théorie interprète cette variance comme le « risque » du portefeuille, risque que l'agent prend en

compte pour décider de ses placements⁽¹⁾. Une première définition de la notion de « diversification » du portefeuille peut alors être introduite si les rendements de certains actifs varient de manière liée (si, par exemple, il n'existe, sur le marché, que deux actifs fortement corrélés négativement entre eux, il est toujours possible de choisir une proportion particulière de chacun de ces actifs permettant d'annuler le risque du portefeuille).

Tous les risques ne sont cependant pas diversifiables. Lorsque certains actifs sont non corrélés, et présentent une variance spécifique, le modèle de portefeuille admet alors que tout agent sera désireux de détenir chacun de ces actifs indépendants. C'est la seconde définition de la diversification.

Cette seconde acception est celle qui importe le plus au modèle, même si sa justification formelle s'avère délicate. Milne (1988) suggère que si un agent, au moins, a un portefeuille parfaitement diversifié (au sens des n actifs indépendants), tout détenteur d'actifs souhaitera gagner au moins le même rendement à un niveau de risque donné et, partant, diversifiera complètement son portefeuille⁽²⁾. En conséquence, le modèle de portefeuille amène à conclure que tout ménage détient un portefeuille parfaitement diversifié, c'est-à-dire contenant en proportion optimale chacun des actifs indépendants: on dira de ce portefeuille qu'il est *complet*.

Ce modèle est fondamentalement statique et seules des raisons externes (apparition d'un nouvel actif, profits inattendus ...) peuvent amener un agent à modifier son portefeuille. Ce modèle ne peut alors être manipulé sans précaution pour analyser, sur des séries temporelles agrégées, les changements observables empiriquement dans la combinaison des actifs. Son énoncé a cependant suggéré aux modélisateurs une approximation permettant de conserver les deux arguments essentiels de cette procédure: la sensibilité des ressources placées sur un actif à l'évolution relative du rendement et du risque et la prise en compte des imperfections des marchés (profits exceptionnels, incomplète substituabi-

⁽¹⁾ Cette démarche découle des travaux de Markowitz (1952).

⁽²⁾ Sur le plan formel, l'argument de diversification complète du portefeuille se présente en général comme suit. Si chaque actif $i = \{1, \dots, N\}$ est présent en proportion $x_i = 1/N$, on a, en appelant σ_i^2 la variance de cet actif

$$\text{Var} (R) = \sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma_i^2 = N(1/N^2) \sigma_i^2 = \sigma_i^2/N \quad (a)$$

quantité qui tend vers 0 quand N devient grand. En fait, c'est oublier que l'espace des actifs considérés maintenant est constitué d'actifs indépendants. Partant, l'inertie de cet espace est une fonction de N . L'expression (a) peut alors s'écrire:

$$\text{Var} (R) = f(N)/N$$

quantité qui, selon la forme retenue pour f , peut tendre vers l'infini quand N croît. On le comprend bien si l'on se place dans les conditions usuelles que le modèle est supposé respecter, notamment d'information parfaite des agents. Tout agent est supposé capable d'ordonner chaque actif indépendant en fonction (croissante) de sa variance. Et lorsque le nombre d'actifs croît, la moyenne de la variance du portefeuille est elle-même une suite croissante.

lité entre les produits assurant la possibilité d'innovation, ...). Pour identifier ces dernières, le modélisateur introduit un processus d'ajustement des portefeuilles qui, notamment, traite de manière différenciée les réaffectations du stock d'avoirs détenus en début de période, et les affectations de l'épargne nouvelle de la période.

En pratique, cependant, les économistes n'ont pu, jusqu'ici, énoncer une théorie explicite de ce processus d'ajustement, ce qui laisse une grande latitude d'écriture au modélisateur⁽³⁾. Bordes (1988) a en fait montré comment l'imprécision des estimations empiriques de l'arbitrage entre ressources liquides et financières peut s'expliquer par cette liberté d'écriture laissée au modélisateur.

L'intérêt des travaux d'Arrondel et Masson (1989, 1990) tient à l'interprétation alternative qu'ils opposent à ces difficultés rencontrées par l'analyse « standard ». Leur approche repose sur le constat empirique d'une fréquence élevée de portefeuilles ne contenant qu'un petit nombre d'actifs, contraire à l'hypothèse de diversification complète des portefeuilles. Pour rendre compte de cette situation, ils reconsidèrent la procédure classique de choix de la combinaison d'actifs, et contestent, notamment, la pertinence de l'utilisation des taux de rendement des actifs comme argument explicatif du choix d'une combinaison optimale par les ménages.

Recourant à une méthodologie proposée par King et Leape (1984) et appliquée à un large spectre d'actifs (voir annexe n° 1), ces auteurs mettent au premier rang de l'analyse le choix de diversification, et éclatent le processus d'optimisation des placements en deux étapes. La première correspond au choix -discret- d'une combinaison d'actifs, la seconde, au choix -continu- de l'affectation des ressources entre les actifs retenus en première étape. Seule cette seconde étape leur paraît alors susceptible d'être sensible aux variations des taux de rendement. La diversification du portefeuille, à l'inverse, obéirait plutôt à une « chronique type » d'acquisition, cohérente avec les hypothèses du modèle de cycle de vie et qui dépendrait de la richesse des agents et de leur apprentissage progressif des caractéristiques des différents actifs, c'est-à-dire, finalement, de leur âge.

Arrondel et Masson ont testé deux fois cette proposition sur données individuelles saisies en 1980 (enquête du CREP), et en 1986 (enquête Actifs financiers de l'INSEE). Dans les deux cas, il apparaît que la probabilité de détention d'un nombre d'actifs donné dépend principalement de ces deux arguments : la richesse et l'âge.

⁽³⁾ Bordes (1988) a passé en revue ces différentes formulations du *Modèle d'ajustement*, dit *simple* (MAS) lorsque le volume des ressources affectées à un actif ne dépend que de l'évolution de son taux propre, procédure généralement rejetée par les modélisateurs, *multiple* (MAM) lorsque les taux propres du produit et alternatifs des produits substituables sont considérés simultanément, *marginal optimal* (MAMO) lorsque seule la fraction de l'épargne nouvelle fait l'objet d'une optimisation spécifique, le stock déjà détenu étant réaffecté selon des règles particulières.

On peut en déduire certaines conséquences sur la manière dont les agents modifient, dans le temps, les actifs entre lesquels ils affectent leurs ressources. Les valeurs prises par ces deux arguments constituent, en effet, des conditions nécessaires à la réalisation de la chronique d'acquisition, mais elles ne constituent pas des conditions suffisantes : avoir une certaine richesse ou un certain âge n'implique pas le changement immédiat des actifs sélectionnés. De plus, comme cette décision est supposée insensible aux variations des taux d'intérêt, la date à laquelle cette modification interviendra reste indéterminée.

On voit dès lors comment ce cadre, qui met en cause l'approche classique des ajustements de portefeuille, est pertinent pour notre propos. S'il nous était possible de vérifier l'absence de sensibilité aux variations des taux d'intérêt des combinaisons d'actifs retenues par les agriculteurs, il apparaîtrait clairement que seules les caractéristiques techniques des produits sont susceptibles de rendre compte de l'intérêt récent de ceux-ci pour les produits financiers. C'est ce que nous nous proposons d'étudier.

ASPECTS MÉTHODOLOGIQUES DE L'ANALYSE

Pour mettre en œuvre un test de la sensibilité des agriculteurs aux variations des taux d'intérêt dans le cadre d'hypothèse proposé par Arrondel et Masson, l'information traitée doit permettre d'observer, pour un ensemble d'individus donné, les variations de la combinaison d'actifs entrant dans leur portefeuille sur une période assez longue. L'unité observée doit donc être un produit (placement liquide ou financier) doublement indicé, pour l'individu et la date donnée. La collecte d'une telle information présente évidemment certaines difficultés, mais elle permet d'envisager le test de deux formulations du problème.

L'approche d'Arrondel et Masson

Ce test consiste à tirer parti de l'aspect temporel des données collectées en restant dans le cadre méthodologique utilisé par Arrondel et Masson. La variable que l'on souhaite expliquer étant discrète, un modèle linéaire ne peut être appliqué. On procède alors comme suit. On suppose que les valeurs discrètes, disons : y , sont associées à une variable continue (y^*) qui dépend linéairement des variables de référence (richesse et âge dans leur modèle), regroupées dans le vecteur selon $y^* = xb + e$. La probabilité de rencontrer la valeur discrète $y = k$ est alors la probabilité que la variable latente y^* soit incluse entre deux seuils s_{k-1} et s_k . Le coefficient b ne s'interprète donc pas comme un coefficient de régression. Son interprétation rigoureuse est en fait un peu compliquée (Judge *et al.*, 1982) mais on peut la saisir intuitivement à partir du graphique suivant.

Graphique 1.
Probabilité de détenir k
actifs selon la classe
de richesse x

Sur ce graphique, on a tracé les deux fonctions de répartition correspondant aux cas où la variable explicative x vaut 1 ou 2. En restant proche du modèle testé, on a supposé que la diversification (c'est-à-dire le nombre y d'actifs détenus) augmentait avec la richesse x (on le vérifiera en se reportant au graphique 2). La probabilité de détenir $y = k$ actifs est ainsi plus élevée lorsque $x = 1$ que lorsque $x = 2$. Cette probabilité évolue donc dans le sens opposé à celui de la variable x . Le sens du coefficient b s'en déduit simplement : un signe négatif indiquera une influence positive de la variable explicative sur la diversification et sa valeur indiquera l'importance de cette influence.

Ce cadre étant rappelé, on désire maintenant prendre en compte la dimension temporelle correspondant à l'effet des taux d'intérêt. Celle-ci étant supposée indépendante de la dimension individuelle mesurée par les variables de richesse et d'âge, il suffit, pour compléter la démarche, d'introduire ces taux comme variables explicatives supplémentaires.

On procède alors en trois étapes. En traitant les ménages observés à des dates différentes comme des individus statistiques distincts, on vérifie, pour nos données, la pertinence des arguments de richesse et d'âge introduits par Arrondel et Masson pour rendre compte du nombre d'actifs qui se combinent dans le portefeuille. On procède ensuite à la ventilation, année par année, des unités observées pour apprécier la stabilité des coefficients du modèle dans le temps. Si cette stabilité n'est pas confirmée, l'introduction des taux d'intérêt comme argument supplémentaire parmi les variables explicatives est alors justifiée.

Cette première approche présente l'avantage de rester très proche de la méthodologie dans laquelle la proposition d'Arrondel et Masson a été testée. Mais elle a l'inconvénient de ne fournir qu'un test approché de l'indépendance des dimensions individuelles et temporelles. De plus, elle perd la notion de chronique type suggérée par ces auteurs. Ceci nous conduit à présenter une deuxième approche dans laquelle nous modifions la variable expliquée.

La prise en compte de la liquidité des portefeuilles

Cette transformation de la variable consiste à ne pas ranger dans la même catégorie un portefeuille très liquide (pour deux actifs par exemple: Dépôt à vue – DAV – et Livret) et un portefeuille qui l'est moins (dans ce cas par exemple: DAV et obligations). On multiplie alors le nombre de portefeuilles types et on leur impose un ordre. Précisément, on regroupera les produits en six catégories d'actifs: Dépôt à vue, Livret, Compte d'épargne logement, Plan d'épargne logement, Dépôt à terme et Titre (regroupement des actions, obligations, SICAV et FCP. La variable ainsi construite prendra ses valeurs dans l'intervalle 1,...,32 (il y a en effet ici $2^5 = 32$ modalités théoriques, le 6^e actif – les DAV – étant nécessairement présent). Le nombre de modalités (ordonnées) devenant grand, on peut alors adopter une approximation continue. On revient ainsi au cas linéaire, ce qui permet de tirer parti de la méthodologie usuelle du traitement des données à double indice (Dormont, 1987) pour formuler un second test aisément applicable à notre propos.

Sans faire appel à des notions techniques, on peut résumer la démarche de la façon suivante. On suppose que la dispersion de la grandeur que l'on veut expliquer résulte de l'influence d'un petit nombre de variables dont la valeur est connue, à chaque date, et pour chaque individu observé. Une première approche peut consister à sommer, à chaque date, sur l'ensemble des individus les données collectées et à estimer la liaison entre la variable à expliquer et les variables explicatives pour la période de temps disponible. Malheureusement pour ce type d'information, la période observée est généralement courte (une dizaine d'années environ). On constate alors que l'estimation sur un aussi petit nombre d'observations entraîne une « bonne valeur explicative » du modèle (par exemple, un R^2 supérieur à 0,9) mais des coefficients mesurant la liaison avec les variables explicatives généralement peu précis. La méthode usuelle tire alors parti de l'information obtenue sur les individus pour améliorer la précision du modèle. Pour cela, on considère que l'erreur résiduelle se compose de deux termes qui s'additionnent⁽⁴⁾: la variance vraie du modèle mais aussi la variance propre à chaque individu.

En pondérant les données pour tenir compte de cette double composante de l'erreur, cette méthode permet d'accroître la précision des coefficients obtenus lors de l'estimation du modèle temporel. Cette possibilité repose cependant sur l'hypothèse qu'un même modèle s'applique dans les deux dimensions, individuelle et temporelle.

Or, les arguments explicatifs de la diversification du portefeuille à une date donnée (donc entre individus caractérisés par leur richesse et leur âge) ne devraient pas être pertinents dans la dimension temporelle puisque, si l'on suit les propositions d'Arrondel et Masson, les changements dans la combinaison des actifs sont supposés intervenir de manière

⁽⁴⁾ C'est pourquoi ce modèle est dit « modèle à erreur composée ».

aléatoire dans le temps. Cet énoncé suggère alors la façon dont cette méthodologie peut être mobilisée en vue du test, puisque son application devrait conduire aux deux résultats suivants :

- D'une part, le caractère aléatoire de la date de modification de la combinaison d'actifs devrait entraîner, dans la dimension temporelle, un effondrement de la valeur explicative du modèle obtenu en coupe instantanée.

- D'autre part, les taux de rendement des actifs ne devraient pas affecter, dans le temps, le choix de cette combinaison. Comme les taux sont identiques à une date donnée pour l'ensemble des agents, rien n'interdit d'introduire cette variable dans le modèle pour tester simultanément ce deuxième aspect de la proposition : cette variable restera sans influence sur les variables explicatives retenues dans la dimension individuelle. De plus, si l'énoncé du processus d'ajustement est justifié, cette variable devrait ne pas être significative dans la dimension temporelle.

La possibilité de tester cette double proposition nous ramène alors aux difficultés de collecter une information adaptée à son application.

CARACTÉRISTIQUES DES DONNÉES COLLECTÉES ET MODÈLE THÉORIQUE

Les données

Le matériel recueilli recense les avoirs déposés le 31 décembre auprès d'une Caisse régionale de Crédit Agricole, par 250 ménages agricoles suivis sur les années 1979 à 1987. Pour le traitement, ces avoirs sont regroupés en six catégories d'actifs : Dépôts à vue, Livrets, Comptes d'épargne logement, Plans d'épargne logement, Dépôts à terme et Titres (regroupement des actions, obligations, SICAV et FCP). La population observée est issue d'un tirage aléatoire dans l'univers des exploitations ayant un endettement agricole en 1975 (Fabre, 1987). Ce tirage est effectué sur le numéro de compte d'exploitation. Nous avons ensuite procédé aux appariements nécessaires de numéros de compte pour que l'unité statistique à laquelle les dépôts sont affectés soit un ménage et non une exploitation.

Le fait de travailler sur une population de ménages agricoles présente un avantage et des inconvénients.

L'avantage tient à ce que cette population peut être considérée, pour la période étudiée, comme « captive » du Crédit Agricole⁽⁵⁾. La connais-

⁽⁵⁾ On peut admettre en effet, et notamment pour un département « rural » comme celui que nous considérons, que le monopole de la distribution du crédit bonifié par l'État aux agriculteurs dont cette institution a bénéficié jusqu'en 1990 a eu, pour contrepartie, une forte centralisation de l'épargne agricole auprès de cet établissement.

sance des portefeuilles d'actifs monétaires et financiers à partir des informations fournies par la Caisse régionale est donc la plus fine que nous soyons à même d'espérer sur un échantillon de ménages.

Cet avantage a pour contrepartie quelques inconvénients.

– On ignore le taux de possession des livrets défiscalisés que le Crédit Agricole n'est pas autorisé à diffuser (Livrets A essentiellement pour la zone géographique observée, où le Crédit Mutuel est peu influent). On sait cependant que les agriculteurs (en raison sans doute de la faible fiscalisation de cette population) constituent la catégorie socio-professionnelle la plus fréquemment non détentrice de Livrets A (voir annexe).

– Du fait de la relation privilégiée avec le Crédit Agricole, on ne peut exclure des choix de placement influencés par l'institution collectrice (Rio, 1991-a).

– Enfin, étant non seulement des ménages mais encore des entrepreneurs individuels, les agriculteurs sont susceptibles d'effectuer leurs arbitrages sur un spectre large d'actifs incluant les actifs professionnels. On ne prendra pas en compte ici ces actifs professionnels, ni les autres actifs réels (logement) que l'on suppose séparables (Rio, 1991-b). Le portefeuille considéré ne comportera donc que des avoirs monétaires et financiers, ce qui correspond au spectre testé usuellement sur données temporelles (Bordes, 1988).

Le modèle

Cette information permet d'écrire un modèle général faisant dépendre le nombre d'actifs (ou le type de portefeuille) Y détenus par un ménage i , à une date t donnée, des arguments suivants : la somme des avoirs déposés (ou richesse W), l'âge du (chef de) ménage et le taux de rendement des différents actifs r , chacune de ces variables étant mesurée pour le ménage concerné à la date observée :

$$Y_{it} = f(W_{it}, \text{âge}_{it}, r_t)$$

f représente la forme fonctionnelle adaptée aux différents tests envisagés.

L'écriture des arguments pose peu de problèmes si ce n'est pour les taux d'intérêt. La richesse W est la somme des avoirs exprimés en francs constants de 1987, les titres étant évalués au cours du jour. Pour l'âge, les résultats de la théorie et, en particulier, ceux obtenus par Arrondel et Masson fournissent une liaison à l'allure un peu particulière, dite en « U inversé ». Au delà d'un certain âge, le portefeuille tend à se simplifier. Pour tenir compte de cet effet, nous avons retenu une forme quadratique (aucune des expressions linéaires que nous avons testées n'a fourni de résultat significatif).

L'écriture des taux d'intérêt pose plusieurs problèmes (Rio, 1991-a). On se contentera de souligner ici le fait que, compte tenu de la faible lon-

gueur de la série dans la dimension temporelle, on est enclin à ne retenir qu'une représentation synthétique de cet argument. Dans une logique proche de celle développée par Bleuze et Rousseau (1989), on a retenu, comme mesure synthétique des taux (ou taux de référence), les coordonnées des observations sur le premier axe d'une analyse en composante principale des taux d'inflation, des livrets, des comptes et plans d'épargne logement, des dépôts à terme, des actions et des obligations. Cette variable prend de fortes valeurs positives en début de période et négatives en fin de période, ce qui permet de la rapprocher de l'évolution du taux d'inflation.

L'INFLUENCE DES TAUX D'INTÉRÊTS
SUR LA DIVERSIFICATION DES PORTEFEUILLES

L'application du modèle d'Arrondel et Masson aux données valide leur proposition pour la période prise comme un tout comme à chaque date d'observation. L'instabilité des coefficients, selon la date à laquelle le test est effectué, suggère cependant la présence de l'effet non aléatoire d'une variable évoluant avec le temps.

Le tableau 1 permet de vérifier en coupe sur données empilées la valeur explicative des arguments d'âge et de richesse. Des tests du Chi-deux de Wald font apparaître que tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1 %. Ceux relatifs à l'effet de l'âge sont cependant peu précis, mais ont le signe attendu. Notamment, celui, positif, de l'effet quadra-

Tableau 1. Résultats du modèle logit polytomique univarié
(nombre d'individus : 2250 ; log-vraisemblance : - 2989,9)

Paramètre	Coefficient	Ecart-type du coefficient	Chi-deux de Wald
Constante	9,4418	0,6924	185,948
Richesse	- 0,7531	0,0329	524,159
Age	- 0,1497	0,0289	25,533
Age ²	0,0015	0,0003	20,226
a ₂	2,191	0,071	
a ₃	3,867	0,092	
a ₄	4,723	0,106	
a ₅	6,634	0,178	

a₂, a₃, a₄, a₅ : estimation - à un facteur proportionnel près - des seuils entre lesquels se situe la variable latente y*

tique de l'âge traduit bien la moindre propension à diversifier des ménages les plus âgés.

Le graphique 2 est déduit de ce modèle: les fonctions de répartition sont calculées pour les variables de richesse et d'âge réparties par classe. L'effet quadratique est alors représenté par le rapprochement de la distribution des exploitants les plus âgés de celle des exploitants les plus jeunes. On retrouve alors la forme dite «en U inversé» que les travaux antérieurs ont déjà révélée.

Graphique 2.
Répartition estimée
de la population selon
le nombre d'actifs

Source: Enquête de l'auteur (sauf indications contraires, les tableaux et graphiques découlent des traitements effectués par l'auteur sur les données du panel qu'il a constitué).

Ce résultat est confirmé lorsque l'on applique ce modèle à chacune des neuf années pour lesquelles les données ont été recueillies (tableau 2). Mais l'influence du temps (ou d'une variable liée à celui-ci) se manifeste implicitement dans les variations des valeurs prises par les coefficients d'une date d'observation à l'autre. Comme de plus les écarts-types des coefficients varient peu, on peut conclure directement à des différences significatives sur les valeurs annuelles.

L'observation des valeurs annuelles des coefficients permet de rejeter certaines interprétations de ces variations. L'effet de l'émission de produits nouveaux (Livrets d'épargne populaire émis en 1982, CODEVI

créés en 1983, ces deux produits étant confondus ici avec le Livret) peut difficilement être invoqué dans la mesure où le coefficient de la richesse décroît jusqu'en 1985, ce qui impliquerait un effet de diffusion lent et donc peu réaliste. Par ailleurs, la relative régularité de cette évolution ne permet pas le rapprochement avec les fluctuations interannuelles des revenus, toujours fortes en moyenne départementale.

Tableau 2.
Evolution
des coefficients
de la richesse et
de l'âge sur données
annuelles ^(a)

	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Richesse	-1,049	-0,982	-1,211	-0,894	-0,678	-0,766	-0,436	-0,714	-0,881
Age	-0,149	-0,169	-0,287	-0,226	-0,122	-0,060	0,027	-0,109	-0,125

^(a) tous les coefficients sont hautement significatifs pour un test de Wald.

On est alors conduit à tester directement l'influence des taux d'intérêt, en introduisant cet argument parmi les régresseurs. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

La variable de taux apparaît significative. Le test de Chi-deux est hautement significatif au seuil de 1 % pour le coefficient de cette variable et la précision des autres coefficients est légèrement améliorée. Le signe du coefficient indique que des valeurs élevées de la variable (correspondant aux années de forte inflation) entraînent une moindre diversification.

Tableau 3. Résultats de la prise en compte de l'influence des taux d'intérêt
(nombre d'individus : 2250 ; log- vraisemblance : - 2930,4)

Paramètre	Coefficient	Ecart-type du coefficient	Chi-deux de Wald
Constante	9,8434	0,7006	197,391
Richesse	- 0,7870	0,0332	557,861
Age	- 0,1633	0,0292	31,276
Age ²	0,0018	0,0003	27,695
Taux d'intérêt	0,0554	0,0051	116,719
a ₂	2,258	0,074	
a ₃	3,989	0,095	
a ₄	4,885	0,110	
a ₅	6,849	0,182	

a₂, a₃, a₄, a₅ : estimation – à un facteur proportionnel près – des seuils entre lesquels se situe la variable latente y*.

Les autres coefficients étant légèrement modifiés, on est amené à considérer l'apport global de l'introduction de cette variable en étudiant le rapport des vraisemblances V_i du modèle contraint (où l'on supposait que le coefficient des taux ne différait pas de zéro) et du modèle non contraint ci-dessus. En effet, sous l'hypothèse nulle que la prise en

compte du taux d'intérêt n'apporte aucune information supplémentaire, la quantité:

$$-2\lambda = 2(\ln(V_{\text{contraint}}) - \ln(V_{\text{non contraint}}))$$

suit une loi de Chi-deux à 1 degré de liberté. Cette quantité vaut ici: 119,161. Elle est supérieure à la valeur limite du test (à 1 %).

On rejette donc l'hypothèse de non-significativité des taux d'intérêt. On note de plus que cette valeur est proche de celle du Chi-deux de Wald calculée pour le seul coefficient des taux (116,719), ce qui laisse penser que cet argument intervient de manière indépendante. Cette conclusion est évidemment intéressante pour le test suivant, dans la mesure où on peut s'attendre à ce que la variable de taux capte seule l'effet temporel, les arguments d'âge et de richesse n'intervenant que pour rendre compte des écarts entre individus.

LE RÔLE DES EFFETS DE LIQUIDITÉ DANS LE TEMPS

Si ces résultats valident les propositions d'Arrondel et Masson pour la dimension individuelle, la mise en évidence d'un effet des taux d'intérêt dans la dimension temporelle jette un doute sur le processus d'ajustement que proposaient ces auteurs. Notre deuxième test doit permettre de vérifier l'indépendance de ces deux dimensions et de discuter plus précisément de l'existence d'une chronique type représentée ici par une tendance à réduire la liquidité du portefeuille lorsque la richesse ou l'âge (au sens de la courbe en U obtenue ci-dessus) augmentent.

Tableau 4.
Estimation de
la diversification
dans les dimensions
individuelle et
temporelle

Variable dépendante (a)	y_{it} (1)	y_i (2)	$y_{it} - y_i$ (3)	y_t (4)	$y_{it} - y_t$ (5)	$y_{it} - \alpha_i y_i$ (6)	$y_{it} - \alpha_t y_t$ (7)
Constante	9,08 <i>0,24</i>	9,63 <i>0,68</i>	0,19 <i>0,07</i>	20,38 <i>3,79</i>	0,00* <i>0,10</i>	2,98 <i>0,10</i>	8,42 <i>0,23</i>
W	0,153 <i>0,007</i>	0,163 <i>0,018</i>	0,074 <i>0,009</i>	0,034* <i>0,148</i>	0,154 <i>0,007</i>	0,108 <i>0,008</i>	0,154 <i>0,007</i>
Liq	-0,067 <i>0,003</i>	-0,083 <i>0,009</i>	-0,044 <i>0,003</i>	-0,249 <i>0,051</i>	-0,067 <i>0,003</i>	-0,050 <i>0,003</i>	-0,067 <i>0,003</i>
Taux	-0,108 <i>0,013</i>	(b)	-0,117 <i>0,008</i>	-0,069 <i>0,018</i>	-0,00* <i>4,35</i>	-0,114 <i>0,009</i>	-0,107 <i>0,014</i>
R ²	0,48	0,62	0,22	0,96	0,46	0,28	0,48

* repère les coefficients non significativement de 0 pour un test de Student au seuil de 5 %.

Les valeurs en italiques sont les écarts-types des coefficients

(a) de (1) à (5) : moindres carrés ordinaires

(6) et (7) : moindres carrés quasi généralisés

(b) Les données étant ici en moyenne sur le temps, la variable de taux colinéaire à la constante est exclue de l'estimation.

Pour mener à bien cette approche, on introduit une variable de liquidité (*Liq*) mesurant le volume des dépôts à vue dans le total des actifs. Cette variable repère la manière dont nous avons ordonné les types de portefeuille dans cette approximation continue.

Compte tenu des résultats précédents, on s'intéresse principalement désormais à l'hypothèse d'indépendance des dimensions individuelle et temporelle, cette dernière devant être bien représentée par l'effet des variations de taux. Cette indépendance conduirait alors à préférer le modèle complet (1).

La qualité de ce modèle complet est assez médiocre ($R^2 = 0,48$). La variabilité (étudiée au modèle 2 qui exclut le taux moyen de la période de l'espace des régresseurs, cette valeur étant constante pour tous les individus) est mieux expliquée, les coefficients restant cependant peu précis. Et, selon les hypothèses formulées par Arrondel et Masson, la manière dont évoluent les portefeuilles individuels autour de leur composition moyenne (modèle 3) est très mal approchée par ce modèle ($R^2 = 0,22$): les variations de richesse – condition non suffisante de réarrangement des combinaisons d'actifs – ne permettent pas de rendre compte des ajustements. Contrairement à leur hypothèse, cependant, on observe que le coefficient de la variable synthétique représentant les taux d'intérêts prend une valeur plus élevée que dans le modèle complet, avec une meilleure précision.

Avec un R^2 de 0,96, le modèle temporel (4) se comporte comme prévu. Ici, la variable de richesse n'apparaît pas pertinente pour un test de Student. La liquidité et les taux fourniraient seuls une bonne explication de cette évolution.

En observant les résultats du modèle (5), on confirme la présomption d'indépendance des dimensions individuelle et temporelle, puisque seule la variable richesse est alors pertinente. Rien d'étonnant alors au fait que les modèles estimés en extrayant soit la part individuelle (modèle 6), soit la part temporelle (modèle 7) n'apportent guère d'amélioration aux résultats du modèle complet. On notera cependant que, dans ce modèle (7), où l'effet temporel extrait est peu important (α_t vaut 0,072), l'influence des taux s'exerce de manière assez proche de celle qu'elle présentait pour le modèle complet. La précision des estimateurs n'est cependant guère meilleure que celle du modèle complet traitant directement les données empilées. Ce résultats incite ainsi à accepter l'hypothèse d'une indépendance de ces deux dimensions.

Une confirmation peut donc être recherchée en comparant au modèle complet (1) un modèle ne retenant pas la variable « taux » parmi ses régresseurs. Dans ce dernier cas, l'équation du modèle :

$$y_{it} = 8,968 + 0,153 W - 0,068 Liq$$

est tout à fait proche de celle du modèle complet. L'indice de conditionnement, qui mesure une éventuelle liaison entre les régresseurs, vaut

maintenant 4,66. Il s'établissait à 4,74 dans le modèle complet : la variable « taux » décrit donc bien une dimension indépendante de l'espace des données. Enfin, l'intérêt de l'apport de cette variable au modèle peut être évalué par un test de Fisher : celui-ci s'avère hautement significatif, au seuil de 1 %. L'indépendance des deux dimensions est donc acceptable.

Conclusion

Nous nous demandions dans quelle mesure les changements perçus dans la composition des portefeuilles des agriculteurs au cours des années récentes résultaient des variations relatives des taux d'intérêt des différents produits, ou si des arguments techniques (liquidité, adaptabilité, absence de risque,...) devaient au contraire être évoqués. La réponse était loin d'être évidente en raison du manque d'information sur les choix de portefeuille de cette population, et des incertitudes de la théorie économique quant aux déterminants des choix de placement faits par les ménages. Il nous a donc fallu procéder à un long détour pour obtenir des résultats interprétables. Ce détour se révèle en fin de compte productif : il apparaît clairement que les évolutions des taux ont effectivement eu une responsabilité dans cet ajustement.

Quelle que soit l'approche retenue, analyse discrète de la diversification ou approximation continue, la prise en considération de la dimension temporelle conduit toujours à reconnaître une influence décisive aux taux d'intérêt. Ainsi, non seulement le montant des ressources affectées aux actifs retenus dans la combinaison mais encore, contrairement à la formulation proposée par Arrondel et Masson, le choix de la combinaison, apparaissent sensibles aux variations du taux de rendement des actifs.

Les spécifications que nous avons retenues ici conservent les arguments de richesse et d'âge pour rendre compte des différences individuelles. Bien qu'acceptables, ces résultats posent quelques problèmes. En premier lieu, on ne peut mettre en évidence un effet d'âge dans l'approximation linéaire du modèle de diversification ; d'autre part, une forte colinéarité apparaît dans le modèle agrégé (4) entre la variation de la liquidité du portefeuille (mesurée par la variable *Liq*) et la richesse. Aussi peut-on se demander si cette dernière variable ne constitue pas simplement l'approximation d'une variable latente, représentant par exemple les contraintes de liquidités.

Cette interrogation, rapprochée du résultat obtenu pour le taux d'intérêt, met sur la voie de formulations nouvelles des modèles classiques de l'arbitrage. Reprenant une démarche introduite par Lancaster (1966), les actifs entrant dans le portefeuille des ménages sont considérés comme une combinaison de caractéristiques indépendantes, qui seraient recherchées par ces ménages. Si le rendement et le risque, correctement appréciés par l'observation des taux, font partie de ces caractéristiques, ils ne constituent qu'une partie de l'ensemble des caractéristiques recherchées par le

ménage. D'autres caractéristiques, notamment de liquidité, devraient aussi être prises en compte. L'influence des variables « taux d'intérêt » et « liquidité », mesurée ici, traduirait ce comportement de recherche de l'utilité des actifs en terme des caractéristiques qu'ils contiennent.

A ce titre, la désinflation aurait, d'après nos résultats, exercé une influence considérable sur les ajustements de portefeuilles en desserrant la contrainte de détention d'un stock élevé de liquidités. Ces résultats, établis pour un échantillon de ménages agriculteurs, conduisent ainsi à remettre en question les formulations alternatives radicales d'Arrondel et Masson, tout en appelant à l'élargissement des représentations les plus classiques du comportement des ménages. Ils conduisent alors, en retour, à souhaiter l'approfondissement de l'analyse des éventuelles spécificités du comportement de ces agriculteurs, et plus généralement des entrepreneurs individuels, parmi l'ensemble des ménages.

BIBLIOGRAPHIE

- ARRONDEL (L.), MASSON (A.), 1989 — Déterminants individuels de la composition du patrimoine: France 1980, *Revue Economique*, n° 3, mai, pp. 441-502.
- ARRONDEL (L.), MASSON (A.), 1990 — Hypothèse du cycle de vie, diversification et composition du patrimoine: France 1986, *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 17, mars.
- AUBERT (D.) et *al.*, 1984 — Les agriculteurs et le crédit, *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, n° 1, juin.
- BLEUZE (E.), ROUSSEAU (J.-M.), 1989 — Les choix de portefeuille des ménages: quel partage de la liquidité? (1970-1987), Document de travail n° 12, SEEF, Caisse des Dépôts et Consignations.
- BORDES (C.), 1988 — Modélisation des comportements financiers. Cadre théorique et bilan des travaux, *Cahiers Economiques et Monétaires*, Banque de France, n° 29, pp. 141-175.
- CREP, 1988 — L'épargne des ménages 1975-1985, *Revue d'économie financière*, n° spécial.
- DORMONT (B.), 1987 — Introduction à l'économétrie des données de panel, Direction de la Prévision, Document de travail, n° 6.
- FABRE (E.), 1986 — Financement de l'agriculture. Evaluation d'une politique de financement global, mémoire DEP, Rodez, 121 p. + annexes.
- JUDGE (G.) et *al.*, 1982 — *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, New York, John Wiley and sons, pp. 786-795.
- KING (M.A.), LEAPE (J.I.), 1984 — Wealth and Portfolio Composition: Theory and Evidence, NBER Working Paper series, n° 1468. cité in Arrondel, Masson, 1989.
- LANCASTER (K.), 1971 — *Consumer Demand. A new approach*, New-York, Columbia university Press, Londres, 177 p.
- LÉON (Y.), RAINELLI (P.), 1974 — Les résultats d'une enquête sur l'endettement des agriculteurs dans le département d'Ille et Vilaine, *Cahiers de statistique agricole*, n° 19, nov-déc.
- LÉVY (B.), 1985 — Le patrimoine des agriculteurs en France. in: *Disparités de revenu des familles d'agriculteurs et implication pour la politique agricole*, LÉON (Y.) ET MAHÉ (L.), Kiel, Wissenschaftsverlag Vauk.
- LOLLIVIER (S.), VERGER (P.) 1987-a — Actifs financiers des ménages en 1986, *Economie et Statistique*, n° 202, pp. 57-77.

- LOLLIVIER (S.), VERGER (P.), 1987-b — *Actifs financiers des ménages en 1986, Analyses systématiques*, Dossier rectangle, INSEE, 2 volumes, mars.
- MARKOWITZ (H.), 1952 — Portfolio Selection, *Journal of Finance*, n° 7, mars, pp. 419-433.
- MASSON (A.), STRAUSS-KHAN (D.), 1979 — Facteurs de l'inégalité des patrimoines, *Annales de l'INSEE*, n° 33-34.
- MILNE (F.), 1988 — Arbitrage and Diversification in a General Equilibrium Asset Economy, *Econometrica*, vol. 56, n° 4, juillet, pp. 815-840.
- RIO (P.), 1991-a — Processus d'ajustement des portefeuilles et influence de la richesse, de l'âge et des taux d'intérêt : un test sur données de panel, Communication au 8^e colloque international d'économie monétaire et bancaire, Dinard, 6 et 7 juin.
- RIO (P.), 1991-b — La décision d'investissement affecte-t-elle le partage du revenu agricole entre la consommation et l'épargne ? Quelques résultats empiriques, Montpellier, FERMAT, INRA ESR, Document de travail n° 1.
- SIMIONI (M.), 1988 — Économétrie des données de panel : une introduction, Toulouse, INRA ESR.

ANNEXE

LE SPECTRE DES ACTIFS

Pour mémoire, le spectre des actifs, hiérarchisés en raison de leur liquidité, se présente comme suit :

	<i>Actifs réels</i>
	Foncier
	Professionnel (entrepreneurs individuels)
	Investissement logement (ménages)
	<i>Titres</i>
	Actions
	Obligations
L-M3	<i>Plan d'épargne logement</i>
M3-M2	<i>Dépôts à terme</i>
M2-M1	<i>Quasi monnaie</i>
M1	<i>Monnaie</i>

Pour les agriculteurs, trois sources permettent d'appréhender ponctuellement les choix de placement des agriculteurs : des études locales relativement anciennes (Léon, Rainelli, 1974 ; Aubert et *al.*, 1984 sur données 1980) orientées plutôt sur la relation montant d'endettement, montant des dépôts ; des évaluations (Masson, Strauss-Khan, 1979 ; Lévy, 1985) sur données macro-économiques et enfin des enquêtes par sondage, une mention particulière devant être faite ici des travaux du CREP et de l'INSEE. L'enquête du CREP (observatoire des patrimoines des ménages) reproduite à intervalle régulier est une source privée qui ne conduit pas a priori à publication. Les résultats pour 1984 ont cependant été diffusés dans un numéro spécial de la Revue d'économie financière. On peut utilement les comparer à ceux de l'enquête Actifs financiers de l'INSEE de 1986 (Lollivier, Verger 1987), la méthodologie en étant proche et la représentation des agriculteurs, pour la France entière, y étant comparable, soit pour 5000 enquêtes environ, à peu près 300 « agriculteurs » au sens du Recensement général de la population.

Le spectre des actifs considérés dans ces enquêtes est très large puisqu'il va des actifs réels aux actifs monétaires, monnaie manuelle exclue. Ce choix conduit naturellement à souligner une spécificité du comportement des agriculteurs, le taux de possession d'actifs professionnels y apparaissant très élevé. Cette caractéristique, partagée avec les autres entrepreneurs individuels, est enfin chez les agriculteurs particulièrement accusée en raison du poids des actifs fonciers dans ce portefeuille.

Livrets d'épargne défiscalisés A ou Bleu, valeurs mobilières et assurance-vie ou retraite complémentaire sont, à l'inverse, déficitaires, les résultats laissant penser pour ces valeurs mobilières à une possible modification de comportement entre 1984 et 1986 chez les agriculteurs. Le taux de possession de bons, la détention de livrets bancaires ou des nouveaux produits défiscalisés (livret d'épargne populaire et CODEVI) émis dans le cadre des mesures de banalisation des produits d'épargne (à partir de 1982 et 1983, respectivement) peuvent évoquer un effet institutionnel.

Taux de possession de divers actifs : agriculteurs et ensemble des ménages	<i>Produit</i>	1984 (CREP)		1986 (INSEE)	
		<i>Agriculteurs</i>	<i>Ensemble</i>	<i>Agriculteurs</i>	<i>Ensemble</i>
	Dépôt à vue	92	96	93	95
	dont Crédit Agricole	88	30	81	31
	Crédit Mutuel	12	9	7	8
	CCP	6	24	10	25
	Caisse d'Epargne	1	9	3	9
	Livret A	37	63	33	43
	Livret bancaire	31	16	24	13
	Livret Epargne Populaire	10	5	12	4
	CODEVI	27	19	28	22
	Epargne-logement	24	23	31	29
	Bons à court terme	12	5	11	4
	Valeurs mobilières	10	12	17	20
	Assurance-vie				
	Epargne-retraite	4	4	7	6
	Prêt*	47	27	n.d.	n.d.
	Immobilier				
	Habitation	54	29	73	59
	dont accédant	28	20	n.d.	n.d.
	de rapport	14	9	3	5
	Terrains			68	17

Unité: % en possédant dans la catégorie

* Il s'agit de l'assurance-vie obligatoire dans le cadre d'un prêt.

n.d.: non disponible.

Source: enquête CREP (1984) et INSEE (1986)